

《管理世界》(月刊)

2010年第5期

资源禀赋、官员交流与经济增长*

□杨海生 罗党论 陈少凌

摘要 政府官员的治理机制是决定经济增长的重要制度安排。那么,京官跟平行交流的官员对当地经济增长的作用有何不同?交换到不同地区官员的表现跟当地资源禀赋的关系如何?本文利用空间计量模型,构造了1978~2006年的官员交流与地区经济增长的面板数据,对官员自身禀赋效应和辖区资源禀赋效应进行了区分。研究表明,官员对其管辖地区经济增长的影响既受到交流官员自身禀赋因素的影响,同时也受到当地资源禀赋的显著约束。平行交流的官员有助于地方经济增长,而京官交流有碍于地方经济增长;更进一步地,交流到经济发达地区的官员对当地经济增长有积极影响,而交流到不发达地区的官员对当地经济增长则有负面效应。并且,相对于京官而言,平行交流官员对经济增长的正面作用更大。研究结果对我国地方官员的治理机制有着显著的借鉴意义。

关键词 资源禀赋 官员交流 经济增长

一、引言

近年来,我国官员的交叉调整力度很大。统计表明,2010年将有16个省份市进行省级人事调整;2009年有7个省份的党政一把手出现调整,其中5个书记和3个省长(市长)岗位“换防”,共涉及14名省部级官员。早在2006年全国就有11个省份调整了省长,比率为35.5%,其中省级之间调任2人,省内晋升7人,中央调任2人。官员的交流和调整历来都很受人们关注,如同一个公司中领导人对公司的发展起着至关重要的作用一样,在地方经济发展中,地方官员也扮演着同样重要的角色,比如在推动经济体制改革、招商引资、发展民营经济、加强地方基础设施、区域经济合作等方面。正如周黎安等(2005)所指出的那样,“在中国经济以奇迹般速度增长的过程中,地方官员对当地经济发展所体现出的兴趣和热情在世界范围内可能也是不多见的”。这跟中国政府官员激励问题的独特方式,也就是“晋升锦标赛”有关。“晋升锦标赛”将关心仕途的地方政府官员置于强力的激励之下(周黎安,2007),从而,“为增长而竞争”也就成为地方官员的必然选择(张军,2005)。

在中国目前的行政体制下,地方官员对地方经济发展的具有巨大的影响力和控制力,一些最重要的资源,如行政审批、土地征用、贷款担保、各项政策优惠等等均掌握在地方政府的手中。实际上,已经有不少文献关注到了地方官员与经济增长的关系。Jones和Olken(2005)考察了国家领导人变更前后的经济增长表现,发现国家领导人变更能够显著地影响到经济体的政策选择及其经济增长绩效,而且国家领导人效应在缺乏权力约束的经济体会里会更大。徐现祥等(2007)从地方官员交流的角度考察了地方官员对辖区经济发展的影响,发现省长交流能够使流入地的经济增长速度显著提高1个百分点左右,而且这种省长交流效应是通过在流入地采取大力发展第二产业、重视第一产业、忽视第三产业发展取向实现的。张军、高远(2007)发现官员任期内的经济增长轨迹呈现倒U型变动,官员交流对经济增长有积极的影响。王贤彬等(2009)发现,省长省委书记更替对辖区经济增长有显著的负面影响;这种影响的

* 作者感谢徐现祥和王贤彬对数据的提供及文章的修改意见,当然文责自负。此外,论文获国家自然科学基金青年项目(70902024);中山大学文科青年教师科研基金项目;中国博士后科学基金(20080440118);中国博士后特别资助(200902340)和中山大学经济研究所基地建设经费的资助。

程度因地方官员更替频率、更替的地方官员的年龄等因素的不同而不同;地方官员更替主要是影响辖区的短期经济增长波动,并非长期经济增长趋势。

我们注意到,近年来,地方官员平行交换与中央官员下到地方任职(以下简称为“京官”)这两种官员交流和调整模式相当普遍。在2009年人事调整中,就有2名从中央“空降”地方,3位是地方轮换的。在2006年省级一把手调整中,中央与地方干部交流的趋势进一步加大。中共十七届四中全会通过了《中共中央关于加强和改进新形势下党的建设若干重大问题的决定》,确立了一个很重要的规范,即要求从多个层面加大干部交流力度,完善干部交流制度。那么,这些中央与地方之间、地方与地方之间的官员交流对当地经济增长的作用有何不同?他们是否遵循相同的政治晋升锦标赛模式?还有,我国经济发展存在着显著的区域不平衡,当官员被交换到不同的省份,该区域的资源禀赋条件如何影响到它们的经济表现呢?对以上问题的回答在一定程度上有助于我们理解为什么不同类型的官员交流到地方后对经济发展的作用是不一样的,也有助于理解为什么同类官员交流到不同的地方对经济发展的作用是不一样的,比如张军、高远(2007)发现官员的异地交流对经济增长的积极影响在东部要大于中西部;徐现祥等(2007)也发现在沿海内地之间的省长交流效应显著为正,而沿海省份的省长交流和内地内部的省长交流效应并不十分显著,他们认为:正如“个人的作用归根到底是以一定的社会条件为转移的”一样,省长交流效应也可能应因条件而异。但“一定的社会条件”具体是什么?他们并没有给出明确的解释。本文利用空间计量模型,构造了1978~2006年的官员交流与地区经济增长的面板数据,对官员自身禀赋效应和辖区资源禀赋效应进行了区分,从而在一定程度上回答了上述问题。

本文余下结构安排如下:第二部分是理论阐述及假设的提出;第三部分介绍实证设计;第四部分是实证结果及分析;最后是结论及相关讨论。

二、理论阐述及假设提出

越来越多的人意识到,中国经济的长期高速增长的一个很重要的原因就是政府体制的特殊性。La Porta等(1999)在比较了转型后的俄罗斯和波兰的

经济表现之后,意识到政府体制的转型在经济转型中处于中心地位。Qian和Weingast(1997)以及Qian和Roland(1998)从政府体制角度解释中国经济增长奇迹,提出了著名的“中国特色的联邦主义”理论,该理论认为,中国地方政府的强激励有两个基本原因:第一个是行政分权,中央政府从20世纪80年代初开始就把很多经济管理的权力下放到地方,使地方政府拥有相对自主的经济决策权;第二个是以财政包干为内容的财政分权改革,中央把很多财权下放到地方,而且实施财政包干合同,使得地方可以与中央分享财政收入。财政收入越高,地方的留存就越多,其中预算外收入则属于100%的留存。正是这两方面的激励使得中国地方政府有那么高的热情去维护市场,推动地方经济增长。

而另一种解释则强调中国官员激励与治理的有效性,并力图回答在中国政府官员致力于经济增长的激励来自何处。Li(1998)把官员治理的效率和视为影响经济发展的一个更重要的因素。自20世纪80年代初,我国地方官员升迁标准由过去的以政治表现为主转变为以经济绩效为主,在这种政绩激励下,中国地方官员之间围绕GDP增长而进行的“晋升锦标赛”是理解政府激励与增长的关键线索。晋升锦标赛作为一种地方官员的治理机制提供了中国特色的产权保护和其他有助于企业发展的政府服务,它主要不是通过司法的彻底改革实现的,而是通过改变政府官员的激励实现的(周黎安,2007)。Li和Zhou(2005)以及周黎安等(2005)运用中国改革开放以来的省级水平的数据验证了地方官员晋升与地方经济绩效的显著正向关联,为地方官员晋升激励的存在提供了一定的经验证据。他们发现,省级官员的升迁概率与省份GDP的增长率呈显著的正相关关系,而且,中央在考核地方官员的绩效时理性地运用相对绩效评估的方法来减少绩效考核的误差,增加其可能的激励效果。

Huang(2002)发现,在中国,中央对地方官员的治理通常包含着显性和隐性两个方面。显性治理往往通过可度量的经济发展的指标体系(如当地GDP增长率,吸引落户的FDI等)来实现。中央对同时管理多个行业、部门和地区的高级官员,比如省级官员,则更多地依赖隐性治理。隐性治理的手段有包括兼任中央政治局委员、中央直接任命、任期控制

以及异地任职等。这些手段的目的在于,防止官员发生重大错误以避免出现政治波动;至于显性治理手段,则往往是决定官员仕途的重要条件。我国历来重视干部交流,一个重要的考虑就是促进和协调地方经济发展。2006年8月6日,中共中央颁布的《党政领导干部交流工作规定》中就强调指出,干部交流是为了促进中国经济社会的发展,如该规定中第一条就明确干部交流的目的,是为了“进一步优化领导班子结构,提高领导干部的素质和能力,加强党风廉政建设,促进经济社会发展”;第十四条更是明确地提出,“地区之间的干部交流,重点围绕国家经济社会发展战略和人才战略、地方经济社会发展布局和支柱产业及重大项目建设进行”。

我国的地方官员有多种来源,交流的官员比重呈不断上升的趋势。首先是平行交流的现象较为突出,王贤彬、徐现祥(2008)发现在1978~2005年间,省长省委书记主要来源是省内晋升,占59%;外省晋升、来自中央、平调的比重基本相同。从来源构成的变动趋势看,本省晋升所占比重呈明显的下降态势,由20世纪80年代初期的70%逐步下降到目前的60%。来自中央和外省晋升的比重大致保持稳定,而平调的比重明显呈现上升的态势,从20世纪80年代中期的7%逐步上升到目前的14%左右。近年来,林树森离粤赴贵,孟建柱、陈德铭、王珉从发达地区到后发达地区任职,从沿海调任欠发达地区,这一官员交流举措被认为是一种政策安排。同时,中央与地方官员交流也已成为干部交流的一种常态和趋势。据公开报道不完全统计,中共十六大以来,中央与地方交流的省部级官员超过100名。目前31个省份的党委一把手中,16人有在中央国家机关(或央企)的任职经历,超过一半。2006年《党政领导干部交流工作规定》出台,其中第十五条规定:中央和国家机关、省级党政机关应当注意选调有地方工作经验的干部,特别是市(地、州、盟)、县(市、区、旗)党政领导班子中的优秀年轻干部到机关任职,同时,根据工作需要有计划地选派机关干部到地方任职。正是从这以后,中央和地方的干部交流越显频繁。

但是,正如徐现祥等(2007)、张军和高远(2007)以及王贤彬和徐现祥(2008)所发现的,交流的官员到任后对当地经济的发展的影响并不相同,

平行交流的官员对当地经济发展有显著的促进作用,而京官的地方经济表现则并不尽如人意。为何会出现这样的结果呢?我们认为,官员交流对地方经济的效果受到多种因素的影响。首先,交流的经济绩效受到官员个人背景、资历、能力等的影响,此外,交流的经济绩效还会受到当地资源禀赋影响。一般来说,资源禀赋都指的是就当地的资源本身而言,这些是固有的、内生的,但还有一些资源禀赋是外生的,比如,官员交流中的这些官员的来源。显然,不同来源的地方官员禀赋也是不一样的,这种禀赋可以理解为背景、资历和关系。地方官员既可能来自地方也可能从中央委派。官员的来源不同,代表着官员个体在经历和经验上的差异,也可能包含了一种政治激励上的差异。

实际上,不同交流来源的地方官员所拥有的自身禀赋是有差异的。对于平行交流的地方官员而言,他们拥有前任地方的经济社会事务管理经历,继续担任地方首长具有经验上的优势。同时,他们均是来自较为相似的省级地方党政部门,职位同质性相对较高,背景较为相似,具有更高的可比性,更容易开展相互的经济发展表现比较。最后,他们相对于京官而言与中央的关系相对不那么密切,因此更可能通过显性信号向中央上级表明自己的能力,以求获得进一步的升迁。对于京官而言,京官具有其他平行交流的官员所不具有的优势,比如他们跟中央关系密切,熟悉中央的意图,他们的到来能加强地方跟中央的关系,为地方争取到更多的中央资源。

总的来说就是,平行交流的官员更会围绕GDP进行“晋升锦标赛”式的竞争,而京官的交流受到的GDP“晋升锦标赛”式的竞争影响不大。因为对平行交流的官员来说,要达到更进一步的晋升,那么主要的去向就是进入中央。毕竟,晋升与不晋升的利益差异是巨大的,这不仅是行政权力和地位的巨大差异,而且在政治前景上也是不一样的:不晋升可能意味着永远没有机会或出局,而晋升意味着未来进一步的发展机会。首先,对于平行交流的官员而言,他们与中央的关系往往不如京官密切,为了晋升他们不得不主要通过本地经济发展成就来向中央传递个人能力信号。其次,由于他们是被平行交流到一个新的省份,限于年龄等客观因素的限制,如果他们希望获得进一步的晋升,那么他们为晋升

而努力的心态就会更加强烈。再次,如果一个地方官员被中央做出平行交流的安排,那么就很可能是进一步的考察锻炼,此时地方官员会有持续的动力将地方经济搞好,力图在多期的考核竞赛中赢得最后的锦标。最后,那些平行交流的官员,已经在前任地区积累了一定的地方经济治理经验,运用到新的省份会更加熟练,从而更加适合围绕经济增长展开晋升锦标赛竞争。但是,对京官来说,他们交流到地方很多情况是出于经济增长之外的因素所被考虑的,比如,他们可能是特定的部委领导交流到地方,一来可能是为了历练,二来可能是为了解决某些专门的问题,好比山西煤矿生产安全等。另外,对这些之前为京官的地方官员来说,在地方任职跟在中央任职是有所不同的,他们也需要适应时间来适应对地方综合事务的管理。最后,由于这些官员来自中央,他们某些人自然地有着更大的机会重新回到中央任职。

因此,有本文的第一个假设。

H1:与平行交流官员相比,京官对经济增长的积极效应更不明显。

我国幅员辽阔,各地资源禀赋状况存在巨大差别,这些资源禀赋包括地理位置、河流航道、土地存量、资本存量、劳动力、人力资本、市场化程度、开放度等等。当一个官员被交流到一个资源禀赋好的地方,官员发展辖区的经济能力自然就很强,在经济增长竞争中,该地方官员就会有更多的优势。Cai和Treisman(2005)考察了当存在初始禀赋异质性时,地方政府在招商引资中会出现极化效应。那么当一个官员被交流到一个资源禀赋好的地方,官员发展辖区的经济能力自然就很强,在经济增长竞争中,该地方官员就会有更多的优势。

徐现祥、王贤彬(2009)构建了一个模型,发现,在一个中央任命地方官员的经济体里,异质的地方官员在开展经济增长竞争将会出现竞争效应和极化效应,在竞争效应下,参与经济增长竞争的地方官员会把财政支出更多地用于生产性支出以期在竞争中胜出,而在极化效应,也就是理性的异质的地方官员会对相同的激励做出不同的反应。这两种效应决定了面临相同激励的地方官员会最优地采取不同的经济增长行为,从而辖区经济绩效不尽相同。也就是说,官员是理性的,当他们被交流到资源禀赋好的地

方,他们就更有动力和条件去开拓局面,促使经济得到更好发展从而获得更多的晋升机会。而当他们被交流到资源禀赋差的地方,这种对经济增长的贡献自然就会减弱。换言之,被交流到资源禀赋好的地区的官员,他们更愿意接受并主动开展经济锦标赛的竞争,因为他们都有胜出的机会,而被交流到资源禀赋差的地区的官员,由于意识到客观条件并不利于经济绩效的取得,即使付出更多的努力和精力也并不一定能够取得良好的经济发展业绩,他们可能会理性地考虑不参加这种经济锦标赛竞争,因此,对地区经济增长的贡献也自然会减弱。

从而,有本文的第二个假设。

H2:官员交流对经济增长的影响受到当地资源禀赋的制约,只有交换到资源禀赋好的地区的官员,其对经济增长的影响才有积极的效应。

三、实证设计

(一)计量模型的构建

直观上,官员流动对于地方经济增长的贡献毋庸置疑,而在逻辑上,周黎安等(2005)提出的“晋升锦标赛”理论也很好解释了地方官员积极推动地方经济增长的主要激励基础是来自于我国现行的以GDP为核心的官员考核和升迁制度。然而,尽管上述观点早已得到了众多学者的认可,但由于以下的两个问题,这一理论至今尚未获得直接的实证检验支持。首先,根据“晋升锦标赛”理论,地方官员之间会围绕经济增长速度这一晋升指标展开竞争,而且,在我国目前的“锦标赛”制度下,决定地方官员升迁与否的并不是其所在省份经济增长的绝对值,而是其相对于其他竞争省份的增长速度。因此,各地方官员在决定本省份的经济增长速度时,就必然要将所有可能与其产生竞争关系的省份的经济增长速度纳入决策体系,从而使得我国省份间的经济增长速度存在着一种互动关系,即本省份的经济增长速度是其他竞争省份经济增长速度的一个综合反应函数——“你动我动,你不动我不动”。从实证技术的角度而言,这也就意味着,必须将其他观测值的决策变量引入回归方程,作为新的解释变量,而这样的模型设计是传统的计量分析方法所不能解决的。其次,即便同为竞争对手,我们也很难想象,每个竞争省份对本省份的影响都是相同的。实

际上,不同省份的竞争影响必然会因为与本省份的地理远近、经济发展水平差距、资源禀赋条件差异等种种因素而存在着强弱不同,从而要求我们在引入竞争省份的决策变量时还必须对其赋以权重,以反映这种差异化的竞争影响,而这更是传统的计量分析方法所无法实现的。综上两点,我们不难发现,要从实证上对官员流动与经济增长的关系进行检验并得出合理可靠的结论,就必须引入一种能够科学地刻画这种互动关系的全新的计量方法。所幸的是,随着计量科学的发展,一种专为此目的而设的计量方法——空间计量学应运而生,并于20世纪90年代末起在学术界广为流传。空间计量学承袭了动态计量分析的理念,将其余观测值的被解释变量以滞后项的形式纳入自身的回归方程,只是这一滞后项是以“空间距离”而非时间来衡量的,故被称为“空间滞后项”。根据样本各点间互动关系的强弱,空间计量模型为空间滞后项构造了对应的空间滞后权重矩阵,从而准确而精细地描画了众多观测到的决策变量间复杂的互动关系,而对这一加权后的空间滞后项的系数估计不仅保证了估计结果的一致与稳健,且通过变换空间滞后权重矩阵我们得以对不同的互动模式进行成功地估计和推算。

因此,本文将利用空间计量模型中最新的估计方法(GMM),通过构造不同的空间权重矩阵来估计由于地方官员竞争而产生的各省份经济增长速度间存在的相互作用,并力图刻画这种相互作用背后所隐含的官员竞争的特点和模式。整个模型估计将分为三步。

第一步:以地理因素为主的竞争模式。考虑到地方官员在相互竞争时,往往会首先选择与自身资源禀赋水平相似的省份(即邻省)作为竞争对手,我们设计了如下的计量模型:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= \lambda_1 \times (W^G \times Y)_{it} + X_{it} \beta + \mu_{it} \\ \mu_{it} &= \rho \times (W^G \times \mu)_{it} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim iidN(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (1)$$

模型(1)中 Y_{it} 是 i 省第 t 年的增长速度, X_{it} 为控制变量, μ_{it} 和 ε_{it} 为扰动项。 W^G 是空间权重矩阵,反映了不同省份之间的空间关系。作为空间权重矩阵 W^G 与各省份不同年份增长速度向量 Y 的乘积向量 $W^G \times Y$ 被称为各省份增长速度空间滞后变量。 $(W^G \times Y)_{it}$ 是省份 i 在年度 t 的空间滞后形式的增长

速度,即在年度 t 除 i 省外其他所有与 i 省相邻(在行政区划图上有共同边界或顶点的省份)以空间权重形式加权平均的增长速度。 $(W^G \times Y)_{it}$ 的引入为我们提供了检验省份间增长速度空间互动的可能性。

如果 λ_1 显著,我们认为,省份间的增长速度在空间上的确存在着互动,而这一互动极有可能是由于地方官员间的相互竞争引起的。当然,省份间经济增长速度地理上的相互作用只能作为官员竞争治理模式的间接证据,因为,这种经济增长速度地理上的效应可能是由于我国经济增长本身的地域模式造成的(徐现祥,2006)。因此,有必要进行下一步的检验分析。

第二步:考虑官员交流的竞争模式。根据这一思路,我们构造了有省长交流效应的数据样本,通过控制其他因素,检验发生交流的省份之间是否存在增长速度的互动效应。如上所述,如果“官员竞争”确实存在,那么,发生官员交流的省份间的增长速度就会存在显著的相互作用。此外,考虑到官员交流的两大不同来源(即中央和其他地方)对官员交流后对地方经济贡献的影响可能存在本质的不同,在实际操作中,我们还将交流的官员按其来源划分为两个组:平行交流与京官调动。根据这一思路,模型(1)修正如下:

$$\begin{aligned} Y_{it} &= X_{it} \beta + \lambda_1 \times (W^G \times Y)_{it} + \lambda_2 \times (W^P \times Y)_{it} \\ &\quad + \lambda_3 \times (W^C \times Y)_{it} + \mu_{it} \\ \mu_{it} &= \rho \times (W^G \times \mu)_{it} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim iidN(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (2)$$

模型(2)中的 W^P 是官员平行交流权重矩阵,如果 i 省第 t 年有外省官员平行交流进来,那么 $(W^P \times Y)_{it}$ 就代表了直至 t 年之前(包含 t 年)所有其他曾经发生官员平行交流的省份历年经济增长速度的加权平均值,其引入为我们提供了检验发生平行交流的省份间增长速度是否存在互动的可能性。如果 λ_2 显著为正,则可认为发生官员平行交流的省份之间的确存在着以经济增长速度为锦标的竞争,因而从某种程度上,交流官员对当地经济增长起到了积极的推动作用;反之,则可认为这种竞争并不存在,交流官员对当地经济增长的促进作用也不显著。类似地,我们设定 W^C 为京官交流权重矩阵,如果 i 省第 t 年有京官调动进来,那么 $(W^C \times Y)_{it}$ 就代表了直至 t 年之前(包含 t 年)所有其他曾经发生京

官调动的省份历年经济增长速度的加权平均值；与 λ_2 相似， λ_3 的显著性和符号将有助于揭示发生京官调动的省份间是否存在竞争以及京官对当地经济增长的贡献。

此外，为了使模型更加科学合理，我们在设计官员平行交流权重矩阵 W^P 和京官交流权重矩阵 W^C 时也充分考虑了以下两点。第一，官员交流对经济增长的影响与其任期有关，其对到任地经济增长的影响随任期增加而逐年递减。这是因为，我国上级对下级官员的政绩考察一般在一个任期之内完成，具有显著的短期特征，一个地方官员任期越长，其获得晋升的可能性就越低。因此，随着地方官员任期的延长，他对经济增长的积极性也会随之下降，这一点在张军、高远(2007)以及王贤彬、徐现祥(2008)的研究中也得到了验证。第二，官员交流对经济增长的影响在时间维度上是单向的，也就是说，历史的或者说以往的官员交流对现在或未来的经济增长是有影响的，而现在或未来的官员交流对历史的经济增长是没有影响的。

第三步：考虑到受地域差异影响的官员交流的竞争模式。在上两步的分析中，我们只考虑了官员交流的来源不同，却并未区分其前往的到任地，然而实际上，官员交流对经济增长的影响不可避免地会受到当地资源禀赋的约束，从而使得其竞争模式呈现出一种鲜明的地域差异。因此，为了考察官员交流所引发的竞争模式在空间维度上的这种不对称性，我们对模型(2)作了进一步地修正：

$$\begin{aligned} Y_{it} = & \lambda_1 \times (W^G \times Y)_{it} + \lambda_2 \times (dwg \times W^{dwgP} \times Y)_{it} \\ & + \lambda_3 \times ((1-dwg) \times W^{dwg1P} \times Y)_{it} \\ & + \lambda_4 \times (dwg \times W^{dwgC} \times Y)_{it} \\ & + \lambda_5 \times ((1-dwg) \times W^{dwg1C} \times Y)_{it} + X_{it}\beta + \mu_{it} \\ \mu_{it} = & \rho \times (W^G \times \mu)_{it} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim iidN(0, \sigma^2) \end{aligned} \quad (3)$$

在模型(3)中，我们利用虚拟变量 dwg 和 $(1-dwg)$ 与相应权重矩阵 W^{dwgP} 、 W^{dwgC} 以及 W^{dwg1P} 、 W^{dwg1C} 的交叉项来区分不同来源的官员交流到不同资源禀赋地区后对省份间经济增长速度竞争模式的不同影响^①。其中 $(dwg \times W^{dwgP} \times Y)_{it}$ 反映了官员平行交流至资源禀赋高的地区（即发达地区）后引发的竞争模式， $((1-dwg) \times W^{dwg1P} \times Y)_{it}$ 则反映了官员平行交流至资源禀赋低的地区（即欠发达地区）后引发的竞争模

式；类似的， $(dwg \times W^{dwgC} \times Y)_{it}$ 反映了京官调动至发达地区后引发的竞争模式，而 $((1-dwg) \times W^{dwg1C} \times Y)_{it}$ 则反映了京官调动至欠发达地区后引发的竞争模式。

(二) 样本选择及估计方法

1. 数据选择

本文的样本是 1978~2006 年间全国 30 个省、自治区、直辖市正职书记和省长、自治区主席、市长及其相应的经济增长绩效，考虑到重庆市成立时间较晚，我们未将其列入考虑范围。其中省长省委书记的数据来源于徐现祥等(2007)和王贤彬、徐现祥(2008)。相关的经济数据，1993~2004 年间的 GDP 数据来自国家统计局根据全国经济普查调整后的《中国国内生产总值核算历史资料 1952~2004》，1978~1992 年间的 GDP 数据以及 1978~2004 年间的其他经济数据来自《新中国五十五年统计资料汇编》，2005~2006 年的所有经济数据来自 2006、2007 年《中国统计年鉴》。

根据上任前的任职背景，我们把发生交流的省长省委书记按来源分为两种类型：(1) 外省平行调入；(2) 来自中央的官员。

2. 控制变量 X

根据目前对于经济增长的常见实证研究文献，我们选取了投资率（固定资产投资占 GDP 的比重），人口自然增长率以及人均经济发展水平的初始值作为控制变量纳入模型，相应的数据来自《中国统计年鉴》和《新中国五十五年资料汇编》。

3. 估计方法

考虑到本文的模型为“高阶滞后空间计量模型”(high order spatial lag model)，对于这类模型，MLE 和 2SLS 都不能较好地对模型进行估计。因此，本文在 Lee 和 Liu(2010)的基础上，利用 GMM 技术对模型进行了估计^②。

四、实证结果及分析

(一) 描述性统计

1978~2006 年间，30 个省份共有 461 人次出任省长省委书记职务，合计为 317 位省长省委书记。扣除有些省长省委书记在任时间不足一年，我们不予考察。这样一来，在 1978~2006 年间合计为 312 位省长省委书记。在 1978~2006 年间，省长省委书记主要来源是本省内部晋升，所占比重高达 59%；外

省晋升、来自中央、平调的比重基本相同^⑬。从省长省委书记去向的角度看,在1978~2006年间,43%的省长省委书记退居二线,33%的省长省委书记调入中央,而且后者所占比重呈现上升态势。

表2给出了基本变量的统计描述。为了检验模型估计结果的稳健性,我们分(1978~2006)和(1994~2006)两个样本对模型进行了检验,表2分别汇报了这两个样本的数据特征。

在1978~2006年间,经济的增长速度平均为15.98%,最大年份达到了50.78%,最小年份为-9.26%。这个时期,GDP的投资均值为1665.02亿元,投资比例均值为32.97%,人口自然增长率为10.26%。在1994~2006年间,经济的增长速度平

表1 省级官员来源及去向

官员交换来源	人次	比重(%)	去向	人次	比重(%)
本省晋升	192	59	调入中央	105	34
外省晋升	39	12	平调	45	15
平调	46	14	退居二线	133	43
京官	49	15	其他	24	8
合计	326	100	合计	307	100

数据来源:表1数据来自于王贤彬、徐现祥(2008)。

表2 其他主要变量的统计描述

(1978~2006)	经济增长速度(%)	GDP(亿元)	投资比率(%)	人口自然增长率(%)
均值	15.98	1665.02	32.97	10.26
最大值	50.78	22366.54	143.79	23.57
最小值	-9.26	5.81	8.07	-2.40
标准差	7.96	2657.10	13.85	4.93
观测值	870	870	870	870
(1994~2006)	经济增长速度(%)	GDP(亿元)	投资比率(%)	人口自然增长率(%)
均值	16.13	1852.38	32.54	8.25
最大值	49.69	18305.66	143.79	21.56
最小值	0.06	51.65	8.07	-2.40
标准差	8.22	2539.16	15.10	4.89
观测值	390	390	390	390

表3 平行交流与京官交流的经济效应

	增长速度(模型1和2)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
常数	1.4408*** (0.5261)	0.6389 (0.7662)	0.5806 (0.7327)	0.1902 (0.6583)
$(W^G \times Y)_i$	0.8203*** (0.0151)	0.8750*** (0.0587)	0.8956*** (0.0385)	0.9091** (0.0356)
$(W^P \times Y)_i$		0.0981*** (0.0185)		0.0886** (0.0257)
$(W^C \times Y)_i$			-0.0836*** (0.0320)	-0.0845** (0.0297)
初始值/100	-0.0259** (0.0112)	-0.0246*** (0.0073)	-0.0215** (0.0104)	-0.0219*** (0.0096)
投资比率	0.0377*** (0.0146)	0.0313*** (0.0088)	0.0327** (0.0155)	0.0308** (0.0141)
人口自然增长率	-0.0258 (0.0692)	-0.0268 (0.0407)	-0.0329 (0.0664)	-0.0178* (0.0633)
扰动项空间滞后	-0.2585*** (0.0547)	-0.1736*** (0.0530)	-0.1849*** (0.0418)	-0.1950** (0.0420)
拟合优度	0.715	0.686	0.6915	0.7025

注:表(2)、(3)和(4)中括号内为标准差。*, **, *** 分别代表10%, 5%和1%的显著性水平。

均为16.13%,最大年份达到了49.69%,最小年份为0.06%。这个时期,GDP的投资均值为1852.38亿元,投资比例均值为32.54%,人口自然增长率为8.25%。

(二)实证分析

根据前面对模型的分析,表3与表4汇报了有关空间计量的估计结果。

其中表3第1列汇报模型(1)的结果,2~4列汇报了模型(2)的结果,而表4第1~3列汇报了模型(3)的估计结果。估计结果显示,在所有3个模型中, $(W^G \times Y)_i$ 的系数均显著为正,表明周边省份经济增长速度的提高确实导致了本省份经济增长速度的提高,这一结果为“相邻地区的地方官员间存在着锦标赛竞争”这一推论提供了很好的初步论据。

其次,表3第2和第4列中平行交流滞后项 $(W^P \times Y)_i$ 的系数显著为正,表明平行交流的官员之间存在着显著的晋升锦标赛竞争,且这种竞争最终催生了一个相互攀比的外溢效应,即竞争对手经济业绩的提升会刺激该官员更加努力地发展本地经济,以图做得比竞争对手更加优异。与之相反地,表3第3和4列中京官交流滞后项 $(W^C \times Y)_i$ 的系数显著为负,表明京官之间并不存在着显著的晋升锦标赛竞争,他们对其他京官的地方经济发展政绩并不做出积极的反应,而是采取了一种有意无意的淡化对待的态度;更甚的是,当竞争对手的经济业绩较好的时候,京官非但不主动跟进竞争,反而采取一种放任的做法。这一结果很好地验证了上文提出的假设1“京官对地方经济增长的积极作用不如平行交流官员明显”^⑭,也与张军、高远(2007)以及王贤彬、徐现祥(2008)等人的发现一致。对此,我们的解释是,一方面,由于京官在中央工作时其管理的内容大多集中于某一领域,这往往锻炼了京官在某一方面的管理特长,然而治理地方更多地是要求具备经济社会综合事务的全面管理技能,在这一方面,已在地方锻炼多年的平行交流官员自然就会比京官更具优势,因此,与平行交流的官员相比,工作环境转换至地方对京官施政效果的负面影响会更大,从而导致其客观上无法作为,对地方经济增长的促进作用减弱。另一方面,这一结果也有可能是因为京官主观上缺乏积极作为的动力。由于在我国现行的官员交流制度中,故意将京官下调到经济增长速度比较平稳的省份进行锻炼的“镀金”现象仍相当普遍,致使下放到地方的京官与平行交流官员相比,其对晋升的危

机意识较弱,因此,对经济增长政绩的渴求程度自然也不那么强烈。

第三,从表4第1~3列中我们可以看到,发达地区的官员交流滞后项(无论是平行交流 $(dwg \times W^{dwgP} \times Y)_i$ 还是京官交流 $(dwg \times W^{dwgC} \times Y)_i$),其系数都显著为正,表明交流至发达地区的官员间存在着明显的锦标赛竞争,他们对地方经济增长的积极效应十分明显。值得强调的是,京官交流滞后项 $(dwg \times W^{dwgC} \times Y)_i$ 的系数显著为正,但却小于官员平行交流滞后项 $(dwg \times W^{dwgP} \times Y)_i$ 的系数,表明当同样交流到发达地区后,即便是京官间也存在着一定程度的晋升锦标赛竞争,只是其竞争程度比平行交流的官员要弱得多。这一结果不仅再一次验证了假设1“与平行交流官员相比,京官对经济增长的积极效应更不明显”,也排除了“因官员交流内生性而导致的京官间竞争较弱”这一可能性。相反地,欠发达地区官员交流滞后项 $((1-dwg) \times W^{dwgP} \times Y)_i$ 和 $((1-dwg) \times W^{dwgC} \times Y)_i$ 的系数都显著为负,表明在这些地区,无论是京官还是平行交流官员,交流官员之间都不存在显著的政绩竞争。上述结果很好地验证了上文提出的假设2“官员交流对地方经济增长的贡献会受到当地资源禀赋条件的制约,只有交流到发达地区的官员才对当地经济增长有积极作用”。正如徐现祥、王贤彬(2009)的模型所述,面临相同激励的地方官员会根据当地的资源禀赋最优地采取不同的经济增长行为,从而辖区经济绩效不尽相同。王永钦等

(2007)也指出,由于比较富裕的地区更多地享受着先天的优势和收益递增机制的好处,这就使得经济较落后地区的地方官员不能在相对绩效评估的机制下获得激励,通俗地来说就是,努力了也未必有用,所以相对绩效评估对落后地区的官员基本上是没有作用的。但是官员也是理性人,在晋升的可能性比较小的前提下,他们会寻求替代的办法进行补偿,如贪污腐败,或者“破罐子

破摔”。因此,从整个经济的角度来看,落后的地区越来越落后、发达的地区越来越发达的两极分化现象实际上与本文在此验证的“官员交流对地方经济增长贡献存在着地域化差异”这一发现是密不可分的,这显然违背了中央希望通过官员交流来缓解区域经济发展不平衡的初衷。

最后,表3与表4中所有的控制变量的符号和显著性均与以往的研究文献基本一致,这里不再赘述。

(三)稳健性检验

为了检验结果的稳健性,我们利用1994~2006

表4 资源禀赋与官员交流的经济效应

	增长速度(模型3)		
	(1)	(2)	(3)
常数	1.2603 (0.8316)	0.2849 (0.5658)	1.0235** (0.4318)
$(W^G \times Y)_i$	0.8475*** (0.0575)	0.9138*** (0.0285)	0.8245*** (0.0151)
$(dwg \times W^{dwgP} \times Y)_i$	0.1932*** (0.0261)		0.1806*** (0.0168)
$((1-dwg) \times W^{dwgP} \times Y)_i$	-0.1610*** (0.0409)		-0.0983*** (0.0318)
$(dwg \times W^{dwgC} \times Y)_i$		0.1344*** (0.0192)	0.1005*** (0.0198)
$((1-dwg) \times W^{dwgC} \times Y)_i$		-0.3460*** (0.0338)	-0.3000*** (0.0447)
初始值/100	-0.0207** (0.0096)	-0.0143** (0.0071)	-0.0188** (0.0084)
投资比率	0.0225* (0.0136)	0.0319*** (0.0120)	0.0425*** (0.0122)
人口自然增长率	-0.0123 (0.0497)	-0.0588 (0.0510)	-0.0193 (0.0515)
扰动项空间滞后	-0.1453*** (0.0418)	-0.1842*** (0.0408)	-0.1734*** (0.0414)
拟合优度	0.6963	0.7195	0.7297

表5 资源禀赋与官员交流的经济效应(稳健性检验)

	增长速度(模型2)					增长速度(模型3)		
	(1)	(2)	(3)	(4)		(5)	(6)	(7)
常数	-1.1303*** (0.2291)	-0.5633*** (0.1641)	-0.3416 (0.2447)	-1.4512** (0.6098)	常数	-1.9344*** (0.4069)	-1.0356*** (0.2441)	-0.4163 (0.7475)
$(W^G \times Y)_i$	0.9302*** (0.0168)	0.8478*** (0.0195)	0.9067*** (0.0328)	0.8643*** (0.0421)	$(W^G \times Y)_i$	0.7638*** (0.0682)	0.9352*** (0.0136)	0.8787*** (0.0517)
$(W^P \times Y)_i$		0.0674*** (0.0152)		0.1641** (0.0831)	$(dwg \times W^{dwgP} \times Y)_i$	0.1907*** (0.0135)		0.1522*** (0.0125)
$(W^C \times Y)_i$			-0.0841*** (0.0183)	-0.1126** (0.0552)	$((1-dwg) \times W^{dwgP} \times Y)_i$	-0.0647*** (0.0174)		-0.0605*** (0.0182)
初始值/100	-1.0874*** (0.2883)	-0.7697*** (0.2783)	-1.1766*** (0.2804)	-0.8390*** (0.1580)	$(dwg \times W^{dwgC} \times Y)_i$		0.0969*** (0.0082)	0.0659*** (0.0172)
投资比率	0.0500*** (0.0114)	0.0532*** (0.0066)	0.0472*** (0.0104)	0.0631*** (0.0188)	$((1-dwg) \times W^{dwgC} \times Y)_i$		-0.2595*** (0.0157)	-0.1673*** (0.0236)
人口自然增长率	-0.0422*** (0.0086)	-0.0567*** (0.0134)	-0.0491*** (0.0148)	-0.0809* (0.0414)	初始值/100	-1.6971*** (0.5630)	-0.6573*** (0.2187)	-0.7789* (0.4327)
扰动项空间滞后	-0.1831*** (0.0630)	-0.1166* (0.0631)	-0.1529** (0.0771)	-0.1665*** (0.0620)	投资比率	0.1211*** (0.0324)	0.0531*** (0.0072)	0.0397*** (0.0110)
拟合优度	0.7539	0.7586	0.7481	0.7422	人口自然增长率	-0.0705* (0.0374)	-0.0859*** (0.0312)	-0.0275 (0.0398)
					扰动项空间滞后	-0.1695** (0.0747)	-0.1428** (0.0694)	-0.1348** (0.0645)
					拟合优度	0.7868	0.7648	0.7352

年的数据重复了表3与表4的工作。之所以选取这个期间是因为,一方面1994年分税制体制正式确立,因此我们想检验在Qian和Weingast(1997)以及Qian和Roland(1998)所强调行政分权和财政分权的情况下,官员“晋升锦标赛”式的竞争是否存在,另一个原因是1992年后特别是邓小平南巡讲话后,我国的经济改革和开放水平进入了一个全新的发展阶段,我国干部交流特别是省一级的干部交流也走向了常态化和制度化。

具体估计结果见表5。表5的估计结果与表3与表4完全一致,表明我们的结果是稳健的。具体而言,1994~2006年间, $(W^P \times Y)_i$ 的系数为0.16大于1978~2006年间的0.09,上升了将近1倍,这表明改革开放后半段时期,平行交流官员之间的晋升锦标赛竞争变得更加激烈了。1994~2006年间, $(W^C \times Y)_i$ 的系数为-0.11,而1978~2006年间的为-0.08,变化并不大,表明京官之间的竞争反应模式并没有随时间推移发生大的变化。

五、结论与讨论

在经济学的文献里,越来越强调政府质量或治理效率(governance)在经济增长中的重要性,在此其中,政府官员的治理机制又是决定经济增长的重要的制度安排。在中国,以经济增长为基础的“晋升锦标赛”结合了中国政府体制和经济结构的独特性质,在政府官员手中拥有巨大的行政权力和自由处置权的情况下,提供了一种具有中国特色的激励地方官员推动地方经济发展的治理方式(周黎安,2007)。

一般来说,官员在其管辖地区或多或少留下自己的“烙印”,但不可否认的是,官员的这种影响不仅受到其管辖地区资源禀赋的约束,而且还会受到官员自身条件的影响。我们利用空间计量模型,构造了1978~2006年的省长交流与地区经济增长的面板数据,对官员交流影响和辖区资源禀赋效应进行了区分,从而在一定程度上回答了上述问题。研究表明,平行交流的官员更会围绕GDP进行“晋升锦标赛”式的竞争,而京官的交流受到的GDP“晋升锦标赛”式的竞争影响不大,从而平行交流的官员对当地经济的增长影响有积极效应,而京官的交流对当地经济增长有负面效应。更进一步地,交流到经济发达地区的官员对当地经济增长有积极影响,

而交流到不发达地区的官员对当地经济增长则有负面效应,并且,相对于京官而言,平行交流官员的正面作用更大,负面作用更小。研究结果对我国地方官员的治理机制有着显著的借鉴意义。

但是要指出的是,官员围绕GDP进行“晋升锦标赛”的绩效考核单一性过强,可能近期是有利于经济增长的,但增长的代价可能非常大,会影响了经济社会持续健康发展。从而近年来在新的考核内容中,中央开始明确提出要把转变增长方式与官员考核机制结合起来,既注重考核发展速度,又注重考核发展方式、发展质量;既注重考核经济建设情况,又注重考核经济社会协调发展、人与自然和谐发展。这些将为我们研究地方官员的治理提出了新的研究方向。

(作者单位:杨海生、罗党论,中山大学岭南学院;陈少凌,香港理工大学会计与金融学院;责任编辑:蒋东生)

注释

当然,人们关注官员的交换还在于这是权力的更替,正所谓“一朝天子一朝臣”。又或者期待是“新官上任三把火”。

我国政治体制的特点是地方政府主要不是对下负责,而是对上负责,在政治集权和政绩考核机制下,地方政府每年不仅要保证GDP的高增长(否则在政绩考核中被一票否决),还要根据GDP等指标排名,地方政府官员为了政绩有竞争GDP增长率的激励,从而形成了一种基于上级政府评价的“自上而下的标尺竞争”(张晏、龚六堂,2005)。

2006年,共青团中央书记处第一书记周强被选为湖南省代省长;10月时任国务院研究室副主任、党组副书记的韩长赋空降吉林,任代省长;12月,农业部副部长杜青林调任四川省省委书记。身为国务院副秘书长的汪洋于2005年12月转任重庆市委书记,后又调任广东省委书记。

转引自张军、高远:《官员任期、异地交流与经济增长》,《经济研究》,2007年第11期,第92页。

从平行交流的时间分布来看,20世纪80年代初以来基本上每一年都会有平调发生,特别是1992年之后,这也反映了中央在任命官员上的绝对权威,能够根据实际情况较快地调整官员。尽管20世纪80年代末段出现了一次交流高峰,但从长期趋势上看,交流频率不断增加,力度逐步加大。进入21世纪以来,平行交流更加频繁。

据不完全统计,这轮人事调整中,中央与地方交流的省部级高官达21名。西藏自治区党委书记张庆黎曾任团中央工农青年部副部长,江苏省委书记梁保华,曾在轻工业部政策研究室、办公厅工作。如时任四川省委书记的张学忠此前为原人事部部长,时任重庆市委书记的黄镇东之前为交通部部长。原新闻出版总署署长石宗源任贵州省委书记,原交通部部长张春贤任湖南省委书记等等。

地方历来很重视跟中央打好交道,这些从各地在北京的驻京办的设立就可以看出。“各省区市、地级市甚至县都在北京设立办事处,有的驻京办目的就是跑‘部’‘钱’进”。2006年1月,时任国家审计署审计长李金华在谈到对预算资金审计监督时指出,“这里有一个规范管理的问题,一些部委个别人决策决定一

些重大项目的投资”。转引自李松:《“驻京办”去向悬念》,《瞭望》,2009年06月01。

⑧扰动项中出现空间加权是为了是模型的设计和估计更加精确。

⑨值得注意的是,省长们在制定本省某一年份的经济增长速度目标时,往往不仅考虑竞争省份当年的经济增长速度,也会溯及这些省份历年的经济增长业绩,这也正是本文在设定模型时之所以将所有曾经发生官员交流的省份历年的经济增长速度均加权计入空间权重矩阵的原因。

⑩有关平行交流权重矩阵 W^P 和京官交流权重矩阵 W^C 的具体设计见附录。

⑪有关 dwg 和 $(1-dwg)$ 以及权重矩阵 W^{dwgP} 、 W^{dwgC} 、 W^{dwgIP} 和 W^{dwgIC} 的具体生成方式见附录。

⑫由于目前关于存在空间扰动项的 Panel data 高阶“空间滞后”模型的估计方法(即 fixed effect 和 random effect)尚不成熟,所以,我们在估计模型(1)、(2)和(3)时选用的是 Pool 的形式,而没有考虑 fixed effect 和 random effect。另外,根据 Lee 和 Liu (2010)的研究,GMM 估计较 2SLS (Kelejian 和 Prucha, 1998)更为有效和稳健。

⑬更多的关于官员交流的描述性统计可以参考徐现祥等(2007)和王贤彬、徐现祥(2008)。

⑭当然,这一结果也有可能也是由于官员交流的内生性所导致的,也就是说,故意将京官调到经济增长速度比较平稳的省份进行锻炼,以致官员的个人作用根本无法左右到任地自身的经济发展态势,进而表现出较弱的影响关系。然而,本文随后对模型(3)估计结果的分析将很好地对这一问题进行阐释。

参考文献

- (1)王贤彬、徐现祥:《地方官员来源、去向、任期与经济增长》,《管理世界》,2008年第3期。
- (2)王贤彬、徐现祥、李娜:《地方官员更替与经济增长》,《经济学(季刊)》,2009年第4期。
- (3)徐现祥:《中国省区经济增长分布的演进:1978~1998》,中山大学出版社,2006年。
- (4)王永钦、张晏、章元、陈钊、陆铭:《中国的大国发展道路:论分权式改革的得失》,《经济研究》,2007年第1期。
- (5)徐现祥、王贤彬、舒元:《地方官员与经济增长:来自中国省长、省委书记交流的证据》,《经济研究》,2007年第9期。
- (6)徐现祥、王贤彬:《中国地方官员经济增长行为研究》,2009年,中山大学工作论文。
- (7)张军:《中国经济发展:为增长而竞争》,《世界经济文汇》,2005年第4期。
- (8)张军、高远:《官员任期、异地交流与经济增长:来自省级经验的证据》,《经济研究》,2007年第11期。
- (9)张晏、龚六堂:《分税制改革、财政分权与中国经济增长》,《经济学(季刊)》,2005年第1期。
- (10)周黎安、李宏彬、陈烨:《相对绩效考核:关于中国地方官员晋升的一项经验研究》,《经济学报》,2005年第1期。
- (11)周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》,2007年第7期。
- (12)Cai, H. and D. Treisman, 2005, “Does Competition for Capital Discipline Governments Decentralization, Globalization and Public Policy”, *American Economic Review*, Vol.95, pp.817~830.
- (13)Huang, Yasheng, 2002, “Managing Chinese Bureaucrats: An Institutional Economics Perspective”, *Political Studies*, Vol. 50, pp.61~79.
- (14)La Porta, Rafael, Florencio Lopez-de-Silanes, Andrei Shleifer and Robert W. Vishny, 1999, “The Quality of Government”, *Journal of Law Economics and Organization*, Vol.15, pp.

222~79.

(15)Lee, Lung-fei and Liu, Xiaodong, Liu, 2010, “Efficient GMM Estimation of High Order Spatial Autoregressive Models with Autoregressive Disturbances”, *Econometric Theory*, Vol.26, pp.187~230.

(16)Li, D., 1998, “Changing Incentives of the Chinese Bureaucracy”, *American Economic Review*, Vol.88, pp.393~397.

(17)Li Hongbin and Zhou Li-an, 2005, “Political Turnover and Economic Performance: The Incentive Role of Personnel Control in China”, *Journal of Public Economics*, Vol.89, pp.1743~1762.

(18)Jones, B. and Olken, B., 2005, “Do Leaders Matter? National Leadership and Growth since World War II”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.120, pp.835~864.

(19)Kelejian, H. H. and Prucha, I. R., 1998, “A Generalized Spatial Two-stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbance”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.17, pp.99~121.

(20)Qian, Y. and B. R. Weingast, 1997, “Federalism as a Commitment to Preserving Market Incentives”, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.11, pp.83~92.

(21)Qian, Y. and C., Roland, 1998, “Federalism and the Soft Budget Constraint”, *American Economic Review*, Vol.88, pp. 1143~1162.

附录:空间矩阵 W^G 、 W^P 、 W^C 、 W^{dwgP} 、 W^{dwgIP} 、 W^{dwgC} 和 W^{dwgIC} 的构造

$W^G = (W^{geo} \otimes I_T)$, 其中 W^{geo} 为 $n \times n$ 的方阵, 其元素 $w_{ij}^{geo} = d_{ij}^{geo} / \sum_{j=1}^n d_{ij}^{geo}$, 这里 i, j 代表地区。如果 $i=j$, $d_{ii}^{geo}=0$; 如果 $i \neq j$, 且 i, j 两省相邻(即有共同的顶点或边界)则 $d_{ij}^{geo}=1$, 如果 $i \neq j$, 且 i, j 两省不相邻(即没有共同的顶点或边界)则 $d_{ij}^{geo}=0$ 。矩阵 I_T 为 $T \times T$ 的单位阵。

W^P 为 $nT \times nT$ 的方阵, 其元素 $w_{iys}^P = d_{iys}^P / \sum_{i,j=1}^n \sum_{t,s=1}^T d_{iys}^P$, 如果 i 省第 t 年和 j 省第 s 年都存在官员的平行调动, 并且 j 省第 s 年是 j 省官员上任的第 n 年, 那么 $d_{iys}^P=1/n$, 反之, $d_{iys}^P=0$ 。此外, 如果 $i=j, t=s$, 那么 $d_{iys}^P=0$, 如果 $t < s$, 那么 $d_{iys}^P=0$ 。 W^C 为 $nT \times nT$ 的方阵, 其元素 $w_{iys}^C = d_{iys}^C / \sum_{i,j=1}^n \sum_{t,s=1}^T d_{iys}^C$, 如果 i 省第 t 年和 j 省第 s 年都存在京官调动, 并且 j 省第 s 年是 j 省官员上任的第 n 年, 那么 $d_{iys}^C=1/n$, 反之, $d_{iys}^C=0$ 。此外, 如果 $i=j, t=s$, 那么 $d_{iys}^C=0$, 如果 $t < s$, 那么 $d_{iys}^C=0$ 。

dwg 是一个虚拟变量, 其元素 $dwg_{it} = \begin{cases} 1, & \text{if } Y_{it} > W^G Y_{it} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$,

$(1-dwg)$ 也是一个虚拟变量, 其元素 $(1-dwg)_{it} = \begin{cases} 1, & \text{if } Y_{it} < W^G Y_{it} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$ 。

W^{dwgP} 和 W^{dwgIP} 都是 $nT \times nT$ 的方阵, 其元素分别满足: $w_{iys}^{dwgP} = d_{iys}^{dwgP} / \sum_{i,j=1}^n \sum_{t,s=1}^T d_{iys}^{dwgP}$ 和 $w_{iys}^{dwgIP} = d_{iys}^{dwgIP} / \sum_{i,j=1}^n \sum_{t,s=1}^T d_{iys}^{dwgIP}$, 其中 $d_{iys}^{dwgP} = d_{iys}^P \times dwg_{it} \times dwg_{js}$, $d_{iys}^{dwgIP} = d_{iys}^P \times (1-dwg_{it}) \times (1-dwg_{js})$,

W^{dwgC} 和 W^{dwgIC} 都是 $nT \times nT$ 的方阵, 其元素分别满足: $w_{iys}^{dwgC} = d_{iys}^{dwgC} / \sum_{i,j=1}^n \sum_{t,s=1}^T d_{iys}^{dwgC}$ 和 $w_{iys}^{dwgIC} = d_{iys}^{dwgIC} / \sum_{i,j=1}^n \sum_{t,s=1}^T d_{iys}^{dwgIC}$, 其中 $d_{iys}^{dwgC} = d_{iys}^C \times dwg_{it} \times dwg_{js}$, $d_{iys}^{dwgIC} = d_{iys}^C \times (1-dwg_{it}) \times (1-dwg_{js})$,